

Mathematikkenntnisse von Soziologiestudierenden

Ivo Windrich

and similar papers at core.ac.uk

provided by Publikationen der Deut

1. Einleitung

Soziologie ist eine empirische Wissenschaft, die unabdingbar mit dem Messen von sozialen Phänomenen und damit mit Zahlen, Mathematik und Statistik zu tun hat.¹ Dies gilt für verschiedene Bereiche des Fachs. Als erstes kommen einem hierzu wahrscheinlich statistische Überprüfungen von theoretischen Überlegungen in den Sinn. Aber auch die Beschreibung von sozialen Phänomenen verlangt basale mathematisch-statistische Operationen wie Mittelwertbildung oder Varianzschätzungen. Zeitdiagnostik ohne Prozentrechnung ist schwer vorstellbar. Weiterhin finden mathematische Verfahren auch in der formalen Theoriebildung Anwendung. Für die Arbeit zukünftiger Soziolog*innen sind damit mathematische Kenntnisse eine notwendige Voraussetzung. Um einen Überblick über die grundlegenden mathematischen Fertigkeiten der Studierenden zu gewinnen und damit möglicherweise auf Nachholbedarf eingehen zu können, ist es daher sinnvoll, zu Beginn des Studiums diese Kenntnisse zu erheben.

Ein solcher Mathematiktest wurde von Petra Hartmann (1998) entworfen, um entsprechende Fertigkeiten der Studierenden ihrer Statistikvorlesung zu prüfen. Dieser Test wurde in etwas gekürzter Fassung zu verschiedenen Zeitpunkten zwischen 1999 und 2015 an den Universitäten Bern, München und Leipzig angewendet, um die Mathematikkenntnisse von Studienanfängern zu erfassen.

Die Erhebung diente der Evaluation der basalen Mathematikkenntnisse und war nicht in erster Linie dazu gedacht, Theorien zur Erklärung unter-

1 Vielen Dank an Roger Berger für seine Hinweise und Überarbeitungen!

schiedlicher Mathematikkompetenzen zu prüfen. Da aber zusätzliche Personenmerkmale mit erhoben wurden, können auch einige in der Literatur diskutierte Zusammenhänge untersucht werden.

2. Beschreibung des Tests, der Durchführung und der Stichproben

Das Erhebungsinstrument war ein Fragebogen in gedruckter Form, der aus einem demografischen Teil und einem zweiten Teil bestand, der 28 Fragen zu grundlegenden Kenntnissen mathematischer Rechenoperationen enthielt. Im ersten Teil wurden neben Fragen zu Geschlecht, Alter und Studienbeginn vor allem solche zur mathematischen Vorbildung in der Schulzeit gestellt. Seit den Erhebungen ab 2012 waren zusätzlich Fragen zum sozioökonomischen Hintergrund der Eltern enthalten.

Der mathematische Teil umfasste »Stoff der Klassenstufen 2 bis 6: Rechnen über den nächsten Zehner, Umgang mit Klammern, Rechenprioritäten, Quadrieren, binomische Formeln, Umwandlung von Brüchen in Dezimalzahlen, Umwandlung von Dezimal- in Prozentzahlen und Bearbeitung von Textaufgaben zur Prozentrechnung« (Hartmann 1998: 49). Hinzu kamen vier weitere Fragen, in denen Summen mit zum Teil quadratischen Termen berechnet werden sollten, die mit Hilfe des Summenzeichens (Σ) notiert waren. Die einzelnen Fragen sind im Anhang (Tabelle 8 und Tabelle 9) aufgelistet.

Die erste Stichprobe wurde in Zusammenarbeit mit Ben Jann während der Statistik-Vorlesung an der Universität Bern im Jahr 1999 erhoben. Der zweite Test erfolgte im Jahr 2000 zu Beginn der Vorlesung »Einführung in die Methoden der quantitativen Sozialforschung« an der Ludwig-Maximilians-Universität München. Ein weiterer Test an der LMU München wurde im Jahr 2011 durchgeführt und 2013 ein zweiter Test in Bern. Seit dem Wintersemester 2011/2012 wurde der Fragebogen an der Universität Leipzig jährlich zu Beginn der Vorlesung »Methoden der empirischen Sozialforschung« angewendet. Zu beachten ist bei der Auswertung und Interpretation der Ergebnisse, dass die Tests an der LMU München im zweiten Semester durchgeführt wurden, so dass die Studierenden schon die Statistik-Vorlesung besucht und daher ihre mathematischen Fähigkeiten aufgebessert hatten.

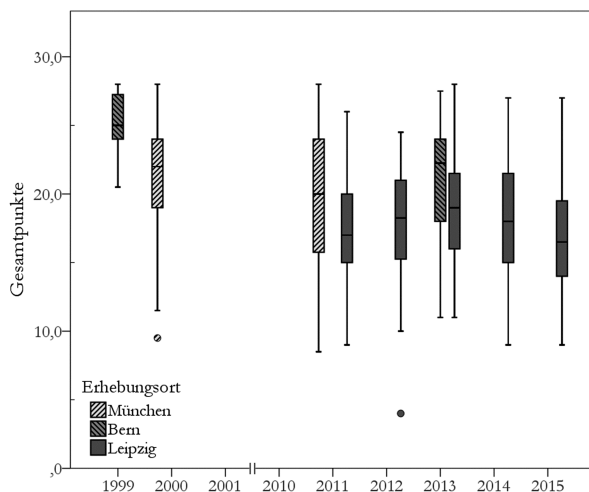
Sämtliche Tests wurden unangekündigt zu Beginn der jeweiligen Vorlesung durchgeführt. Da es sich nicht um eine Aufnahmeprüfung handelte, war die Teilnahme freiwillig. Die Teilnahmebereitschaft war insgesamt aber sehr groß. Es durften keine Hilfsmittel wie Taschenrechner oder Tafelwerk verwendet werden. Die Studierenden wurden darauf hingewiesen, dass sie nicht voneinander abschreiben sollten, was aber nicht streng kontrolliert werden konnte. Für die Beantwortung der Fragen standen 30 Minuten zur Verfügung. Die jeweiligen Vorlesungen waren teilweise auch für Studierende anderer Fächer offen. Diese wurden in den Daten mit erfasst, werden aber hier nicht mit ausgewertet, um eine bessere Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten.

3. Unterschiede in den Mathematikkenntnissen nach Erhebungsort und Zeitpunkt

Die 28 Fragen zu mathematischen Grundkenntnissen wurden jeweils entweder mit 0 bei falscher oder mit 1 Punkt bei korrekter Antwort bewertet. In einigen Fällen wurden auch halbe Punkte vergeben, wenn ersichtlich war, dass die Probanden den Rechenweg verstanden, sich aber verrechnet hatten. Es konnten also in der Summe zwischen 0 und maximal 28 Punkte erzielt werden. Die Variable »Gesamtpunkte« wird als Schätzstatistik für das Personenmerkmal »Kompetenzen im Bereich der elementaren Mathematik« betrachtet.

Die Gesamtstichprobe umfasst $N=645$ Studierende, von denen die Hälfte mindestens 19 Punkte erreichte. Die zentralen 50 Prozent erzielten zwischen 16 und 22,5 Punkten. 16 Studierende konnten alle Aufgaben korrekt lösen, was einem Anteil von 2,5% entspricht. Der Gesamtdurchschnitt liegt bei 19,1 Punkten.

In Abbildung 1 ist die Verteilung der Punkte nach Erhebungsort und Jahr dargestellt. Die Studierenden in Bern konnten insgesamt die höchsten Punktzahlen erreichen, gefolgt von den Studierenden in München. Bei den Leipziger Kohorten sind geringfügige Schwankungen im Gesamtniveau zu erkennen, Median und 75-Prozent-Quartil liegen jedoch stets unterhalb der entsprechenden Werte der Stichproben aus Bern und München.

Abbildung 1: Punkteverteilung nach Erhebungszeitpunkt und -ort²

Zudem liegen die Mittelwerte der Leipziger Stichproben sämtlich unter dem Gesamtdurchschnitt, während die Mittelwerte der anderen Stichproben darüber liegen (Tabelle 1). Das Ergebnis ist wenig verwunderlich, da die Münchner, wie schon erwähnt, bereits eine Statistikveranstaltung besucht hatten. Die Vorlesungen in Bern hatten eine geringere Beteiligung. Außerdem ist die Studienberechtigtenquote der Schweiz niedriger als die in Deutschland (SKBF 2014), was für höhere Anforderungen der schweizerischen Matura – auch im Bereich der Mathematik – im Vergleich zum deutschen Abitur spricht. Es ist daher davon auszugehen, dass die Soziologiestudierenden in Bern eine stärker selektierte Gruppe darstellen, die eine höhere Qualifikation ins Studium mitbringen. Auffällig bei diesem Vergleich ist weiterhin, dass deutschen Abiturient*innen im Gegensatz zu ihren Schweizer Kommiliton*innen das Summenzeichen (Σ) nicht mehr bekannt ist. Tatsächlich gehört dies in Deutschland in vielen Bundeslän-

² Im Box-Plot dargestellt sind die zentralen 50 Prozent (die Box). Das untere Ende der Box zeigt demnach den Punktwert, den die unteren 25% der Studierenden maximal erreichten, das obere Ende den Punktwert, den die unteren 75% der Studierenden maximal erreichten. Der Strich in der Mitte der Box stellt den Median (also 50% der Studierenden) dar. Die Antennen zeigen Minimum und Maximum, es sei denn, es gibt Ausreißer. Die beiden Kreise bei München 2000 und Leipzig 2012 zeigen zwei Ausreißerwerte – diese sind in SPSS definiert über das 1,5-fache der Box unter- oder oberhalb der Box.

dern nicht mehr zum Schulstoff. Es muss allerdings festgehalten werden, dass ohne Kenntnis des Summenzeichens keine Statistikausbildung gemacht werden kann.

Tabelle 1: Erzielte Punkte pro Sample

Sample	N	Min	Max	Median	Mittel	S.E.	SD
Bern 1999	23	20,50	28,00	25,00	25,13	0,47	2,24
München 2000	125	9,50	28,00	22,00	21,23	0,37	4,17
München 2011	100	8,50	28,00	20,00	19,67	0,49	4,90
Leipzig 2011	80	9,00	26,00	17,00	17,20	0,40	3,57
Leipzig 2012	72	4,00	24,50	18,25	18,07	0,47	3,96
Bern 2013	26	11,00	27,50	22,25	20,81	0,85	4,36
Leipzig 2013	66	11,00	28,00	19,00	19,04	0,50	4,05
Leipzig 2014	68	9,00	27,00	18,00	17,88	0,57	4,67
Leipzig 2015	85	9,00	27,00	16,50	16,72	0,45	4,16
Insgesamt	645	4,00	28,00	19,00	19,09	0,18	4,61

Es lässt sich außerdem eine klare Veränderung in der Zeit erkennen. Die Studierenden in den beiden älteren Stichproben konnten höhere Punktzahlen erreichen. In Bern lag der Mittelwert 1999 bei 25,1 und in der Stichprobe von 2013 bei 20,8. Dieser Unterschied ist hoch signifikant ($t=4,44$). Dies gilt auch für die LMU München. Dort wurden im Jahr 2000 im Schnitt 21,2 und 2011 19,7 Punkte erzielt ($t=2,52$). Bei den Leipziger Stichproben erzielte die Kohorte von 2013 den höchsten Mittelwert von 19 Punkten und die Kohorte von 2015 mit 16,7 den niedrigsten Mittelwert. Diese Differenz ist ebenfalls eindeutig signifikant ($t=3,44$).

4. Punkteverteilung nach Bundesland

Bei den Stichproben an der Universität Leipzig und der LMU München wurde auch das Bundesland der Abiturprüfung erhoben. Die Verteilung ist sehr ungleichmäßig, mehr als ein Drittel absolvierten sein Abitur in Bayern, während einige Bundesländer mit weniger als 10 Personen besetzt sind.

Aus inferenzstatistischen Gründen ist es sinnvoll, nur die Bundesländer mit mehr als 20 Personen zu betrachten. Die Studierenden mit Abitur in Baden-Württemberg und Bayern konnten im Mittel die höchsten Punktzahlen erreichen (Tabelle 2). Die Abiturient*innen aus Berlin, Niedersachsen und Thüringen erreichten dagegen im Schnitt nur Werte unter dem Gesamtdurchschnitt. Zudem zeigt sich, dass Studierende aus dem Ausland etwa im Gesamtdurchschnitt liegen und damit Mathematikkompetenzen ins Studium mitbringen, die weder auffällig schlechter noch besser sind als die der deutschen Abiturient*innen.

Tabelle 2: Punkteverteilung nach Bundesland (dt. Samples)

Bundesland	N	Min	Max	Median	Mittel	S.E.	SD
Baden-Württemberg	56	10,00	27,50	19,00	19,05	0,54	4,02
Bayern	210	9,00	28,00	21,00	20,36	0,31	4,46
Berlin	22	10,00	22,50	15,50	16,20	0,73	3,41
Brandenburg	20	10,00	27,00	17,75	18,17	0,98	4,40
<i>Bremen</i>	<i>6</i>	<i>11,00</i>	<i>19,50</i>	<i>15,50</i>	<i>15,42</i>	<i>1,43</i>	<i>3,50</i>
<i>Hamburg</i>	<i>9</i>	<i>8,50</i>	<i>24,00</i>	<i>15,00</i>	<i>16,56</i>	<i>1,54</i>	<i>4,63</i>
Hessen	30	11,00	27,00	19,00	18,32	0,77	4,20
<i>Mecklenburg-Vorpommern</i>	<i>7</i>	<i>4,00</i>	<i>20,00</i>	<i>18,00</i>	<i>17,71</i>	<i>0,83</i>	<i>2,20</i>
Niedersachsen	24	9,00	24,50	16,00	16,27	0,97	4,73
Nordrhein-Westfalen	34	9,00	25,00	18,00	17,32	0,83	4,83
<i>Rheinland-Pfalz</i>	<i>9</i>	<i>11,00</i>	<i>23,50</i>	<i>15,00</i>	<i>16,94</i>	<i>1,70</i>	<i>5,10</i>
Sachsen	83	9,00	26,00	18,00	18,08	0,43	3,88
Sachsen-Anhalt	21	4,00	22,50	20,00	18,52	0,94	4,31
<i>Schleswig-Holstein</i>	<i>6</i>	<i>18,00</i>	<i>27,00</i>	<i>22,00</i>	<i>22,67</i>	<i>1,52</i>	<i>3,72</i>
Thüringen	29	9,00	25,00	17,00	16,95	0,77	4,14
im Ausland	26	10,00	28,00	18,50	18,52	1,05	5,33
Insgesamt	592	4,00	28,00	19,00	18,77	0,19	4,52

Nach einer Varianzanalyse der Punkteverteilung ist der Einfluss des Bundeslands der Abiturprüfung auf die Leistung im Test signifikant ($F=4,61$; $p=0,001$; Varianzhomogenität ist gegeben). Post-Hoc-Tests nach Bonferroni zeigen weiterhin an, dass der relativ hohe Wert der Bayern signifikant von einigen niedrigeren Werten abweicht (Berlin, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Sachsen und Thüringen). Insgesamt zeigt sich damit das

Ergebnis, das zum Beispiel auch aus den PISA-Erhebungen bekannt ist: Abiturient*innen aus verschiedenen Bundesländern weisen nach erlangter Hochschulzugangsberechtigung stark unterschiedliche Fähigkeiten auf. So zeigten in der PISA Studie 2003 die Bayern, Sachsen und Schüler*innen aus Baden-Württemberg die höchsten Kompetenzen im Fach Mathematik, Schüler*innen aus Berlin, Nordrhein-Westfalen, Hamburg und Bremen die niedrigsten (Handelsblatt 2005). Dies bestätigt die hier präsentierten Ergebnisse, wobei angemerkt sei, dass die Definition der Mathematikkompetenz in den PISA-Studien erheblich komplexer ist (vgl. OECD 2004: 42).

5. Mathematische Vorbildung

Entscheidend für eine gelungene Statistikausbildung im Bachelorstudium sind die mathematischen Vorkenntnisse und Fertigkeiten, die während der Schulausbildung erworben werden. In der Erhebung wurde einerseits das Profil der Hochschulreifeprüfung abgefragt und andererseits, ob eine schriftliche Prüfung im Fach Mathematik abgelegt wurde. Mit knapp einem Drittel (30,6%) hatten die meisten ein mathematisch/naturwissenschaftliches Profil belegt, gefolgt von einem neusprachlichen Profil (27,1%) und einem sozial-/wirtschaftswissenschaftlichem Profil (20,5%).

Die Wahl eines mathematisch/naturwissenschaftlichen Schwerpunkts bei der Hochschulreifeprüfung hat erwartungsgemäß positive Auswirkungen auf die Mathematikfertigkeiten. Studierende mit diesem Profil erreichten klar die höchste Punktzahl sowohl im Mittel als auch im Median (Tabelle 3) und lagen damit auch über dem Gesamtdurchschnitt. Der Mittelwertunterschied ($\Delta = 1,8$) zu den Studierenden mit einem anderen Profil als dem mathematisch/naturwissenschaftlich ist signifikant ($t=4,48$; $p=0,001$). Die Profilwahl hat eine mittlere Effektstärke (Cohen's $d=0,39$).

Tabelle 3: Punkte nach Profil der Hochschulreifeprüfung

Zweig der Hochschulreifeprüfung	N	Min	Max	Median	Mittel	S.E.	SD
neusprachlich	168	4,00	28,00	18,00	18,19	0,34	4,42
mathematisch/ naturwissenschaftlich	190	9,00	28,00	21,25	20,31	0,35	4,79
sozial-/ wirtschafts- wissenschaftlich	132	9,00	28,00	19,00	19,09	0,39	4,47
humanistisch	42	10,00	28,00	18,75	18,86	0,72	4,65
musisch	16	11,00	26,00	19,00	18,12	1,19	4,77
anderes	73	9,00	26,00	18,00	18,05	0,51	4,34
Insgesamt	621	4,00	28,00	19,00	19,06	0,19	4,63

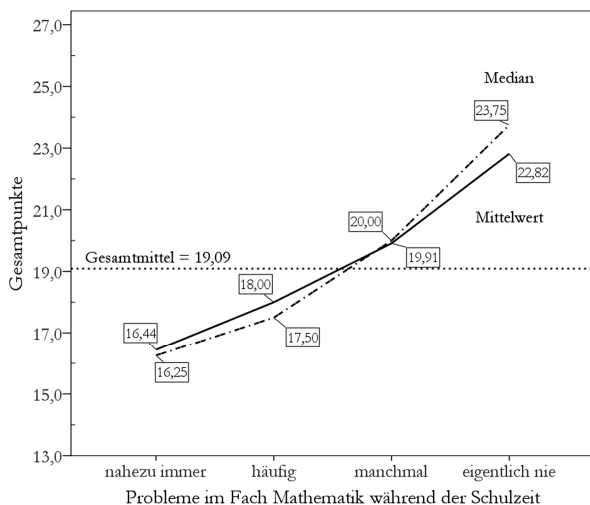
Etwas mehr als zwei Drittel (69,5%) der Befragten hatten bei der Hochschulreifeprüfung eine schriftliche Prüfung in Mathematik abgelegt. Diese Studierenden mussten sich demnach explizit auf eine mathematische Prüfung vorbereiten und sollten daher einen höheren Kenntnisstand haben. Dies bestätigt sich in den Daten: Studierende mit Mathematikprüfung konnten im Schnitt zwei Aufgaben mehr korrekt lösen ($t=5,10$; $p=0,001$). Der Effekt ist mit einem Cohen's d von 0,44 ebenfalls als mittelstark anzusehen.

6. Selbsteinschätzung der Mathematikkompetenz

In der psychologischen Forschung wird neben motivationalen und emotionalen Personenmerkmalen das Fähigkeitsselbstkonzept oder leistungsbezogenes Selbstvertrauen als ein wichtiger Prädiktor für Lernmotivation, Lernstrategien und Lernerfolg untersucht (Helmke 1992). Das leistungsbezogene Selbstvertrauen ist dabei von nicht leistungsbezogenen Merkmalen wie Selbstwertgefühl, Selbstakzeptanz, Selbstwahrnehmung oder generelles Selbstvertrauen abzugrenzen. Im Fragebogen wurde dieses Personenmerkmal über das Item gemessen: »Wie häufig hatten Sie während Ihrer Schulzeit Probleme mit dem Fach Mathematik?«. Es gab vier ordinal skalierte Antwortkategorien: »nahezu immer«, »häufig«, »manchmal« und »eigentlich nie«. Der aus der entsprechenden Fachliteratur bekannte Zusammenhang zeigt sich beim hier gemessenen Fähigkeitsselbstkonzept im Fach Mathe-

matik deutlich. Studierende mit gutem mathematischen Selbstvertrauen, die also nur »manchmal« oder »eigentlich nie« Probleme im Fach Mathematik hatten, liegen im Schnitt über dem Gesamtdurchschnitt, während Studierende, die »häufig« oder »nahezu immer« Probleme hatten, durchschnittlich darunter liegen (Abbildung 2).

Abbildung 2: Punkte nach Fähigkeitsselbstkonzept



Der gemessene Zusammenhang zwischen Selbsteinschätzung und Leistung kann als mittelstark bewertet werden. Der Korrelationskoeffizient nach Pearson nimmt einen Wert von 0,40 ($p=0,001$), das Kendall-Tau-b (da »Probleme im Fach Mathematik« nur ordinal skaliert ist) einen Wert von 0,31 ($p=0,001$) an. In empirischen (Meta-)Studien werden durchschnittlich Korrelationen von $r=0,24$ bis $r=0,42$ angegeben (Helmke 1992: 49 f.).

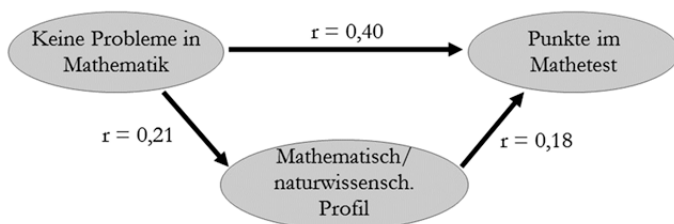
Jedoch ist die Richtung der Kausalität zwischen Fähigkeitsselbstkonzept und Leistung nicht eindeutig, sondern eher als Kreislauf und Entwicklungsprozess zu verstehen: Selbstvertrauen fördert Interesse und Freude am Lernen. Dies führt zu kreativen und effizienten Lernstrategien, welche den Lernerfolg erhöhen. Das Erleben des Lernerfolgs fördert wiederum das fachspezifische Selbstvertrauen (vgl. PISA-Konsortium Deutschland 2004: 196). Eine kausale Betrachtung kann folglich nur über Längsschnittstudien erfolgen (z.B. Murayama et al. 2013). Die dargestellten Zusammen-

hänge sind daher als Ergebnis des schulischen Lernprozesses in subjektiver Selbsteinschätzung und objektiver Leistungsmessung anzusehen.

7. Selbstselektion bei der Profilwahl

Da sowohl die Selbsteinschätzung der Mathematikfähigkeiten als auch das Profil der Hochschulreifeprüfung erhoben wurden, lässt sich testen, ob während der Schullaufbahn ein Selbstselektionseffekt stattgefunden hat, welcher zum Teil Unterschiede in den Mathematikkompetenzen erklärt. Es lässt sich vermuten, dass kompetenzschwächere Schüler*innen seltener einen mathematisch/naturwissenschaftlichen Schwerpunkt belegten, was zu einer geringeren Vertiefung der Mathematikkompetenzen führte und damit eine niedrigere Punktzahl im Test bewirkte. Als erste einfache Annäherung kann ein Modell bivariater Korrelationen herangezogen werden.

Abbildung 3: Selbstselektion



Die Korrelation zwischen Fähigkeitsselbstkonzept und Leistung beträgt 0,40 (Abbildung 3), was einer gemeinsamen Varianz von 15,8% entspricht. Kompetenzstärkere Schüler*innen wählten tatsächlich eher ein mathematisch/naturwissenschaftliches Profil. Die beiden Variablen korrelieren mit $r=0,21$, was einer gemeinsamen Varianz von 4,4% entspricht. Die breitere mathematische Ausbildung bei der Hochschulreifeprüfung wirkt schließlich mit $r=0,18$ positiv auf die Leistung im Test. Dies entspricht einer Varianzaufklärung von 3,1%. Das Modell weist einige Probleme auf. Bei der Korrelation des Profils auf die Leistung müsste der direkte Effekt der Selbsteinschätzung kontrolliert werden. Zudem ist die Selbsteinschätzung ordinal skaliert und die Wahl des Schwerpunkts eine Dummy-Variable.

Die ordinal skalierten qualitativen Ausprägungen der Variable »Probleme im Fach Mathematik« wurden mit »nahezu immer«=1, »häufig«=2, »manchmal«=3 und »eigentlich nie«=4 codiert. Vor dem Hintergrund der Arbeit von Rohrmann (1978) ist es nicht unplausibel von einer Äquidistanz dieser Kategorien auszugehen. Damit kann die Variable als approximativ intervallskaliert angesehen werden.

Eine multivariate Regression der Leistung auf die Selbsteinschätzung und die Profilwahl ergibt einen Koeffizienten für die Selbsteinschätzung von 1,93 ($t=10,01$; $p=0,001$). Die zugehörige Effektstärke beträgt $\eta^2=0,14$. Der Koeffizient für die Profilwahl hat den Wert 0,95 ($t=2,49$; $p=0,013$), das heißt, Studierende mit einem mathematisch/naturwissenschaftlichen Profil bei der Hochschulreifeprüfung erzielten im Schnitt einen Punkt mehr im Test, wenn auf das Fähigkeitsselbstkonzept kontrolliert wurde (vgl. Tabelle 3). Die Effektstärke der Variable für die Profilwahl beträgt $\eta^2=0,01$. Eine logistische Regression der Profilwahl auf die Selbsteinschätzung ergibt einen Odds Ratio von 1,69 ($z=5,09$; $p=0,001$). Wenn die Selbsteinschätzung »Probleme im Fach Mathematik« um eine Kategorie ansteigt (etwa von »häufig« auf »manchmal«), dann erhöht sich die Chance ein mathematisch/naturwissenschaftliches Profil belegt zu haben um 69%. Mit einem Pseudo-R-Quadrat von nur 0,036 ist die Erklärungskraft des Modells allerdings relativ gering.

Der indirekte Pfad der Selbsteinschätzung über die Wahl des Profils zur Leistung im Mathetest lässt sich als Selbstselektionseffekt interpretieren. Da alle Korrelationen und Koeffizienten signifikant sind und die berechneten Werte im verfeinerten Modell die bivariaten Korrelationen plausibilisieren, kann ein geringfügiger Selbstselektionseffekt konstatiert werden, der im Schnitt einen Punkt im Testergebnis ausmacht.

8. Status der Eltern

Aus der Perspektive der Humankapitaltheorie bedeutet die Aufnahme eines Studiums, dass das Individuum seine Ressourcen einsetzt, um seine produktivitätsrelevanten Kenntnisse und Fertigkeiten zu erhöhen (Braun et al. 2012: 99). Für Angehörige höherer Schichten sind gemessen am Gesamteinkommen die anteiligen Kosten für die Bildung niedriger, was sich positiv auf den zu erwartenden Ertrag der Bildung auswirkt und damit zu

einer höheren Nachfrage nach Bildung führt. Nach Boudon (1974) ist der Humankapitalerwerb zudem von den kulturellen Hintergründen der Familie abhängig. Eltern, die selbst eine höhere Bildung haben, wollen einen Statusverlust ihrer Kinder vermeiden und erwarten daher häufiger von diesen, dass sie ein Studium aufnehmen.

Es sollten sich also Effekte des sozioökonomischen Status der Eltern auf die Leistung im Test zeigen. Bei den Stichproben ab 2011 wurde erhoben, ob die Eltern eine Hochschulreifeprüfung abgelegt hatten, und es wurde der berufliche Status von Mutter und Vater erfragt. Hierbei konnte zwischen den Kategorien »ArbeiterIn«, »AngestellteR«, »BeamteR«, »Hausfrau/Hausmann«, »selbständig«, »freier Beruf«, »gar nicht« und »Anderes« gewählt werden.

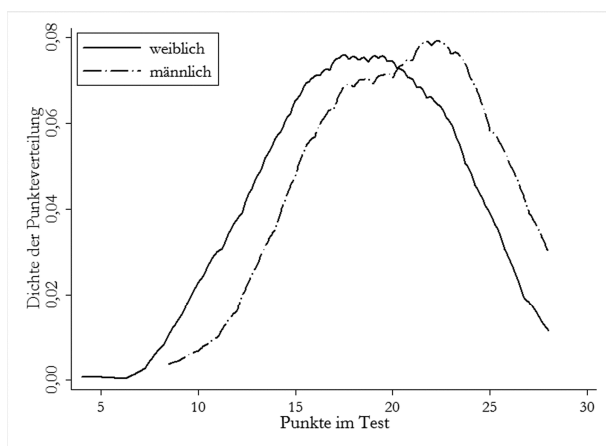
Eine Regression der Punkte auf die Anzahl der Hochschulzugangsberechtigungen der Eltern (keine, eine oder zwei) zeigt keinerlei Zusammenhang ($R^2 = 0,002$; $F = 1,004$; $p = 0,317$). Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt eine Varianzanalyse mit dem Beruf der Mutter und des Vaters als Faktoren (korrigiertes R-Quadrat = $0,023$; $F = 1,226$; $p = 0,169$). Nach den erhobenen Daten hat der sozioökonomische Status der Eltern demnach keinen Einfluss auf die Leistungen im Test. Falls Einflüsse des Status der Eltern auf Mathematikkompetenzen vorliegen, so wirken diese schon vor der Aufnahme des Studiums bei der Wahl des Studienfachs, so dass Soziologiestudierende eine in dieser Hinsicht selektierte und daher homogene Gruppe darstellen.

9. Einfluss des Geschlechts

In der Bildungsforschung sind geschlechtsspezifische Unterschiede in den schulischen Kompetenzbereichen ein wichtiges Thema, welches immer wieder neue Erklärungsansätze hervorbringt. Seit der Erforschung solcher Unterschiede (vgl. Sweeney 1953) gibt es den empirisch gut belegten Befund, dass Jungen und Männer in Mathematik im Schnitt bessere Leistungen erbringen als Mädchen und Frauen. Dieser Befund kann durch die hier betrachteten Erhebungen klar bestätigt werden. Für einen umfassenden Überblick über Studien zu Geschlechtsunterschieden in Mathematikkompetenzen sei auf die Arbeit von Ulf Grebe (2013) verwiesen.

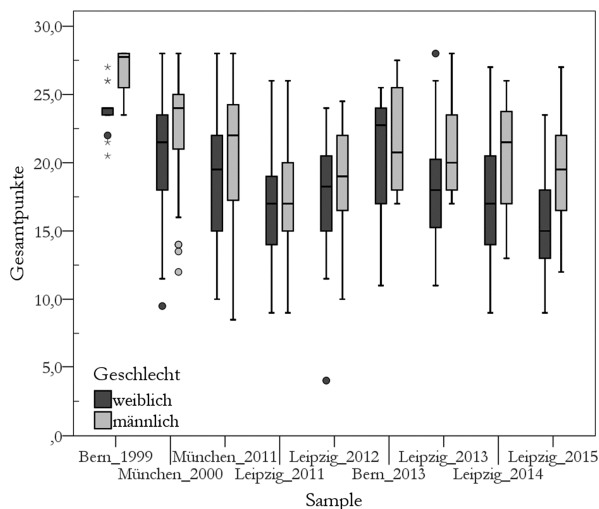
Der gesamte Datensatz enthält etwa zwei Drittel (64,6%) Frauen und entsprechend ein Drittel Männer. Nach der Kern-Dichte der Punkteverteilung (Abbildung 4) zeigt sich deutlich, dass die weiblichen Soziologiestudierenden nicht nur im Mittel weniger Aufgaben korrekt lösen konnten als die männlichen, sondern die gesamte Verteilung niedriger liegt. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit der bisherigen Forschung zu Unterschieden in Mathematikkompetenzen (Baumert et al. 2000: 381; PISA-Konsortium Deutschland 2004: 83; Klieme et al. 2010: 166; Prenzel et al. 2013: 76). Die Ergebnisse der bisherigen PISA-Studien von 2003 bis 2012 zeigen, dass Jungen und Mädchen in Deutschland an mathematischer Kompetenz zugelegt haben, die geschlechtsspezifische Differenz zu Gunsten der Jungen jedoch relativ konstant geblieben ist (Prenzel et al. 2013: 92).

Abbildung 4: Kern-Dichte der Punkte nach Geschlecht



Im Gesamtdurchschnitt erzielten die Männer 2,1 Punkte mehr ($t=-5,58$; $p=0,001$). Der Effekt des Geschlechts auf die gemessene Leistung ist mittelstark (Cohen's $d=0,46$). Auch in den Einzelstichproben (nach Erhebungsort und Jahr unterschieden) erzielten die Männer im Mittel mehr Punkte (vgl. Abbildung 5), wobei die Mittelwertunterschiede nur in den Samples Bern 1999 ($p=0,001$), München 2000 ($p=0,030$), Leipzig 2013 ($p=0,005$), 2014 ($p=0,009$) und 2015 ($p=0,001$) signifikant sind.

Abbildung 5: Punkte nach Sample und Geschlecht



Zur Erklärung der Unterschiede werden in der Fachliteratur zum einen biologische/kognitive Ansätze (Halpern 2012) diskutiert, zum anderen psychologische und soziale Modelle.³ Rein biologische Erklärungen über evolutionär bedingte Unterschiede in der Struktur des Gehirns, den Einfluss der Geschlechtschromosomen oder Hormonschwankungen im weiblichen Zyklus sind empirisch schwach bis gar nicht belegt und daher umstritten (Halpern 2012: 212 f.). Für geschlechtsspezifische Unterschiede in den kognitiven Fähigkeiten, die nicht per se eine genetische Ursache haben müssen, gibt es bisher auch keine eindeutigen Belege: »Weitgehend abgesichert scheint allein die besondere Bedeutung des räumlichen Vorstellungsvermögens als Mediatorvariable zwischen Geschlecht und Mathematikleistung zu sein« (Baumert et al. 2000: 377). Ein anderer Befund ist, dass Männer bei komplexen Anforderungen und Problemlöseaufgaben einen Leistungsvorsprung haben (Baumert et al. 2000: 388). Dies spiegelt sich in den Daten wider, wenn wir die geschlechtsspezifischen Unterschiede nach Art der Aufgabe betrachten (Anhang: Tabelle 8 und Tabelle 9). Bei den vier Textaufgaben zur Prozentrechnung (Aufgabe 11) konnten die Männer durchschnittlich $\Delta=0,8$ Aufgaben mehr korrekt lösen ($t=-7,63$; $p=0,001$).

3 Für eine Übersicht vgl. Baumert et al. 2000: 376.

Soziale Erklärungsansätze wie unterschiedliche Rollenbilder oder geschlechtsspezifische Unterrichtsmodelle können mit den vorliegenden Daten nicht geprüft werden. Psychologische Personenmerkmale wie emotionale oder motivationale Faktoren wurden ebenfalls nicht erfasst, mit Ausnahme des Selbstkonzepts der Mathematikkompetenz. Eine weitere Erklärung der geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Leistungen ist damit in einer geschlechtsspezifischen Selbstselektion zu finden. Mädchen haben möglicherweise während der Schulzeit ein geringeres Interesse an Mathematik und entsprechend mehr Probleme im Mathematikunterricht. Sie wählen daher seltener ein mathematisch/naturwissenschaftliches Profil bei der Hochschulreifeprüfung. Wie wir Tabelle 4 entnehmen können, ist der relative Anteil der weiblichen Studierenden, die »häufig« oder »nahezu immer« Probleme im Fach Mathematik hatten etwas größer als der relative Anteil der männlichen Studierenden. Der relative Anteil der Männer, die »eigentlich nie« Probleme hatten ist höher als der entsprechende Anteil der Frauen. Der Einfluss ist jedoch nicht signifikant (Cramer $V=0,105$; $p=0,072$).

Tabelle 4: Fähigkeitsselbstkonzept nach Geschlecht

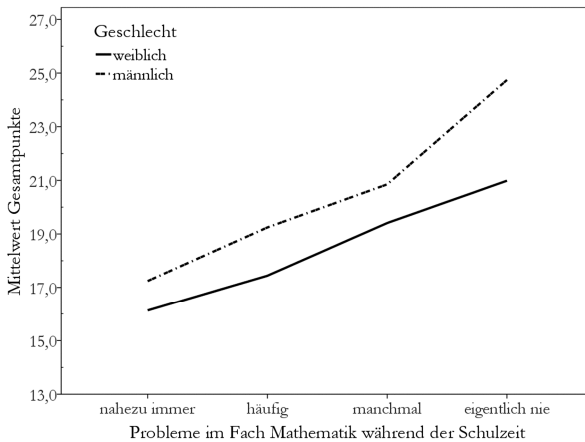
	Probleme im Fach Mathematik				Gesamt
	nahezu immer	häufig	manchmal	eigentlich nie	
weiblich	16,6%	33,7%	40,2%	9,5%	100,0%
männlich	15,6%	28,9%	39,1%	16,4%	100,0%

Das Geschlecht hat keinen Einfluss darauf, ob eine schriftliche Prüfung im Fach Mathematik abgelegt wurde (Cramer $V=0,029$; $p=0,469$). Es zeigt sich aber, dass es eine geschlechtsspezifische Wahl des Profils der Hochschulreifeprüfung gibt. Tabelle 5 können wir entnehmen, dass Frauen deutlich häufiger ein neusprachliches Profil gewählt hatten als Männer, während die männlichen Soziologiestudenten geringfügig häufiger ein mathematisch/naturwissenschaftliches Profil belegten. Der Einfluss des Geschlechts auf die Profilwahl ist signifikant (Cramer $V=0,145$; $p=0,024$) und zeigt eine Selbstselektion, welche die geringeren Mathematikkompetenzen der weiblichen Studierenden zum Teil erklärt.

Tabelle 5: Profilwahl nach Geschlecht

Zweig der Hochschulreifeprüfung		Geschlecht	
		weiblich	männlich
neusprachlich	Anzahl	122	45
	% Spalte	30,5%	20,7%
mathematisch/naturwissenschaftlich	Anzahl	117	73
	% Spalte	29,3%	33,6%
sozial-/wirtschaftswissenschaftlich	Anzahl	88	44
	% Spalte	22,0%	20,3%
humanistisch	Anzahl	19	21
	% Spalte	4,8%	9,7%
musisch	Anzahl	11	4
	% Spalte	2,8%	1,8%
anderes	Anzahl	43	30
	% Spalte	10,8%	13,8%

Es ist jedoch bemerkenswert, dass es kaum einen Geschlechtereffekt auf die Selbsteinschätzung der Mathematikkompetenz gibt. Dies steht nicht im Einklang mit der bisherigen empirischen Forschung. Häufig weisen Schülerinnen schwächere Leistungen in Mathematik auf und schätzen sich entsprechend auch schwächer ein (PISA-Konsortium Deutschland 2004: 199; Prenzel et al. 2013: 110). Außerdem hat das Geschlecht so gut wie keinen Einfluss auf den Zusammenhang von Fähigkeitsselbstkonzept und Leistung (Abbildung 6). Bei den Männern ist der Effekt ein wenig stärker ausgeprägt ($r=0,49$; $p=0,001$) als bei den Frauen ($r=0,33$; $p=0,001$). Bei den hier untersuchten Soziologiestudierenden weisen die Studenten über alle vier Kategorien der Selbsteinschätzung hinweg im Mittel ein höheres Leistungsniveau auf.

Abbildung 6: Punkte nach Selbstkonzept und Geschlecht

Die Daten (Abbildung 4 und Abbildung 6) deuten damit klar daraufhin, dass die weiblichen Studierenden insgesamt tatsächlich geringere Mathematikkompetenzen aufweisen, die nicht durch sozialpsychologische Effekte, wie eine Stereotypenbedrohung (Inzlicht, Ben-Zeev 2000) oder Mathematikangst (Hsiu-Zu et al. 2000), erklärt werden können. Da aber psychologische Faktoren, wie Angst, nicht gemessen wurden, kann dies nicht kontrolliert werden. Der fehlende Stereotypeneffekt zeigt sich zudem auch noch an anderer Stelle. In den neueren Stichproben in Leipzig wurden zur Hälfte Fragebögen mit »gegenderter« Geschlechtsabfrage verwendet (Unterscheidung zwischen biologischem und sozialem Geschlecht und in beiden Fällen eine dritte Kategorie für »anderes«). Damit sollte überprüft werden, ob die Notwendigkeit sich einem Geschlecht zuzuweisen, zu stereotypischen Mathematikfertigkeiten führte. Es zeigt sich, dass die zusätzlich angebotenen Kategorien in dermaßen geringem Ausmaß genutzt wurden,⁴ dass daraus keinerlei Schlüsse gezogen werden können und ein Geschlechtsstereotypeneffekt sich nicht zeigt.

Eine andere mögliche Erklärung für geschlechtsspezifische Unterschiede in den Mathematikkompetenzen könnte in den unterschiedlichen Lernstrategien von Mädchen und Jungen im Fach Mathematik während

⁴ Insgesamt gab eine Handvoll Personen beim sozialen Geschlecht »anderes« an. Hierbei handelte es sich in der Erhebung Leipzig 2014 eher um biologische Frauen und in Leipzig 2015 eher um biologische Männer.

der Schulzeit zu finden sein. Mädchen lernen in Mathematik eher über Wiederholung und Auswendiglernen des Rechenweges, während Jungen eher elaboriert arbeiten und versuchen, Rechenwege und Lösungen zu verstehen und neue Ansätze zu finden (PISA-Konsortium Deutschland 2004: 207). In der Konsequenz sind die Geschlechterunterschiede beim Selbstkonzept deutlich geringer, wenn es um Kalkulationsaufgaben geht, als wenn Modellierungsaufgaben zu lösen sind (PISA-Konsortium Deutschland 2004: 201). Jedoch ist das bloße Auswendiglernen des Rechenweges nicht sehr nachhaltig. Für den Mathematiktest würde das bedeuten, dass die weiblichen Soziologiestudierenden den in der Schule auswendig gelernten Rechenweg schlicht vergessen haben, während ihre männlichen Kommilitonen den Rechenweg eher rekonstruieren konnten. Wenn man Mathematik einmal verstanden hat, ist das wie mit dem Fahrradfahren. Wie wir Tabelle 8 und 9 im Anhang entnehmen können, gibt es bei den reinen Additions- und Multiplikationsaufgaben kaum Geschlechtsdifferenzen, bei den Textaufgaben (Aufgabe 11) dagegen konnten die Männer signifikant mehr Aufgaben korrekt lösen.

10. Bewertung der Testergebnisse

Der durchgeführte Test sollte prüfen, in wie weit Soziologiestudierende zu Beginn ihres Studiums grundlegende Mathematikkompetenzen besitzen. Diese sind eine wesentliche Voraussetzung, um verschiedene Inhalte des Fachs zu verstehen und das Studium erfolgreich absolvieren zu können. Wie schon in der Studie von Petra Hartmann (1998) ist es daher sinnvoll sich anzuschauen, wie viele der Studierenden den Mathetest bestanden hätten. Das übliche Maß hierfür liegt bei 50 Prozent der möglichen Punkte. Da es sich aber zu einem großen Teil um rudimentäres Wissen der Sekundarstufe I handelt, kann für das Bestehen eine höhere Marke von 75 Prozent korrekt gelöster Aufgaben angesetzt werden.

In Tabelle 6 sind die prozentualen Anteile der Studierenden je Sample gelistet, die bei 50 Prozent und bei 75 Prozent der erreichbaren Punkte bestanden hätten. Bei 50 Prozent der Punkte hätten in allen Stichproben mindestens drei Viertel der Studierenden die erforderliche Punktzahl erreicht. Bei der Anforderung 75 Prozent der möglichen Punkte hätten nur bei den Studierenden in Bern und München 2000 mehr als die Hälfte bestanden.

Bei den Leipziger Studierenden dagegen hätten stets weniger als ein Drittel ausreichend viele Aufgaben korrekt gelöst. Die Ergebnisse machen deutlich, dass hier Nachholbedarf besteht.

Tabelle 6: Anteil der Studierenden, die bestanden hätten

Sample	Anteil der Studierenden, die bestanden hätten bei	
	50 Prozent	75 Prozent
Bern 1999	100,0%	95,7%
München 2000	94,4%	63,2%
München 2011	89,0%	46,0%
Leipzig 2011	88,8%	15,0%
Leipzig 2012	86,1%	30,6%
Bern 2013	92,3%	57,7%
Leipzig 2013	92,4%	30,3%
Leipzig 2014	79,4%	32,4%
Leipzig 2015	77,6%	23,5%

Wie wir Tabelle 7 entnehmen können, hätte bei 75 Prozent der zu erzielenden Punkte etwa ein Drittel der Frauen und die Hälfte der Männer bestanden. Es zeigen sich auch hier wieder die geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Testergebnissen.

Tabelle 7: Anteil der Studierenden nach Geschlecht

	Anteil der Studierenden, die bestanden hätten bei	
	50 Prozent	75 Prozent
Weiblich	85,0%	34,8%
Männlich	94,3%	50,2%
Gesamt	88,3%	40,3%

Welches Fazit können wir aus den berichteten Ergebnissen ziehen? Defizite im mathematischen Elementarbereich sind grundsätzlich problematisch. Dies gilt sicherlich in besonderem Maße für ein quantitativ-empirisch ausgerichtetes Soziologiestudium. Selbst wenn das Studium nicht quantitativ-

empirisch ausgerichtet ist, so sollte dennoch jeder mit einem Hochschulabschluss in Soziologie entsprechende Publikationen in Fachzeitschriften verstehen können. Doch allein schon bei der Lektüre des Wirtschaftsteils jeder Zeitung werden Soziologiestudierende mit einfachen Prozentrechnungen konfrontiert, welche sie lösen können sollten. Gerade diese Aufgabe bereitet jedoch besonders viel Mühe (vgl. Tabelle 9, Aufgabe 11). Besonders bedenklich stimmt zudem der Trend, dass die Mathematikkenntnisse von Soziologiestudierenden in den letzten beiden Dezennien insgesamt schlechter geworden sind.

Ein kurzer Blick auf andere Studierfähigkeiten von Soziologiestudierenden zeigt zudem, dass diese nicht nur in Mathematik bedenklich zu sein scheinen. So werden immer wieder unzureichende Sprach- bzw. Deutschkenntnisse von Studierenden konstatiert, zum Beispiel kürzlich von Bernd Beuscher (2016) in der FAZ. In dem Sinne wären die festgestellten schlechten Mathematikkenntnisse nur Ausdruck von insgesamt mangelnden Kompetenzen zum Beginn des Studiums.

Fachspezifische Propädeutika zur Erlangung der notwendigen Studierfähigkeit könnten hier Abhilfe schaffen. So wäre eine Wiederholung von Schulmathematik mit gleichzeitiger Einführung in mathematische Grundlagen für den Hochschulbereich (etwa Mengenlehre, Logik, partielles Ableiten) daher für das Curriculum eines Soziologiestudiums bedenkenswert. Derartige propädeutische Kurse auf freiwilliger Basis wurden in Leipzig im Wintersemester 2013/14 und 2014/15 angeboten. Dieses Angebot wurde jedoch kaum angenommen, insbesondere auch nicht von denjenigen Studierenden, die besonders mangelhafte Mathematikkenntnisse hatten. Erfolgversprechend wären deshalb vermutlich nur Pflichtkurse.

Literatur

- Baumert, J., Bos, W., Lehmann, R. (Hg.) 2000: TIMSS/III. Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie – Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn. Band 2: Mathematische und physikalische Kompetenzen am Ende der gymnasialen Oberstufe. Opladen: Leske + Budrich.
- Beuscher, B. 2016: Studienanfänger – leseschwach und verantwortungsscheu. Frankfurter Allgemeine Zeitung online 24. Februar 2016. www.faz.net/aktuell/beruf-chance/campus/ein-professor-beklagt-schwache-studienanfänger-14078432.html, letzter Aufruf 8. März 2016.
- Braun, N., Keuschnigg, M., Wolbring, T. 2012: Wirtschaftssoziologie I. Grundzüge. München: Oldenbourg.
- Boudon, R. 1974: Education, Opportunity and Social Inequality. Changing Prospects in Western Society. New York: Wiley.
- Grebe, U. 2013: Haben Mädchen mehr Mühe mit Mathe? Geschlechtsunterschiede im Bereich der Mathematik – Sichtung und Analyse. Hamburg: disserta.
- Halpern, D.F. 2012: Sex Differences in Cognitive Abilities. New York, Hove: Psychology Press.
- Handelsblatt 2005: Tabelle: Pisa-Ergebnisse der Bundesländer. Handelsblatt online 13. September 2005. www.handelsblatt.com/politik/deutschland/tabelle-pisa-ergebnisse-der-bundeslaender/2550758.html, letzter Aufruf 24. März 2016.
- Hartmann, P. 1998: Studierende im Kampf mit der Statistik. Ursachen und Lösungsansätze. Soziologie, 27. Jg., Heft 2, 44–60.
- Helmke, A. 1992: Selbstvertrauen und schulische Leistungen. Göttingen: Hogrefe.
- Hsiu-Zu, H., Senturk, D., Lam, A.G., Zimmer, J.M., Hong, S., Okamoto, Y., Chiu, S.-Y., Nakazawa, Y., Wang, C.-P. 2000: The affective and cognitive dimensions of math anxiety: a cross-national study. Journal for Research in Mathematics Education, 31. Jg., Heft 3, 362–379.
- Inzlicht, M., Ben-Zeev, T. 2000: A threatening intellectual environment: Why females are susceptible to experiencing problem-solving deficits in the presence of males. Psychological Science, 11. Jg., Heft 5, 365–371.
- Klieme, E., Artelt, C., Hartig, J., Jude, N., Köller, O., Prenzel, M., Schneider, W., Stanat, P. (Hg.) 2010: PISA 2009. Bilanz nach einem Jahrzehnt. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann.
- Murayama, K., Pekrun R., Lichtenfeld, S., vom Hofe, R. 2013: Predicting long-term growth in students' mathematics achievement: The unique contributions of motivation and cognitive strategies. Child Development, 84. Jg., Heft 4, 1475–1490.
- OECD 2004: Lernen für die Welt von morgen. Erste Ergebnisse von PISA 2003. Paris: OECD.

- PISA-Konsortium Deutschland 2004: PISA 2003. Der Bildungsstand der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann.
- Prenzel, M., Sälzer, C., Klieme, E., Köller, O. (Hg.) 2013: PISA 2012. Fortschritte und Herausforderungen in Deutschland. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann.
- Rohrmann, B. 1978: Empirische Studien zur Entwicklung von Antwortskalen für die sozialwissenschaftliche Forschung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 9. Jg., 222–245.
- SKBF 2014: Bildungsbericht Schweiz 2014. Aarau: Schweizerische Koordinationsstelle für Bildungsforschung.
- Sweeney, E. J. 1953: Sex differences in problem-solving. Department of Psychology, Report No. 1. Stanford: Stanford University.

Anhang

Tabelle 8: Anteile korrekter Antworten zu den Aufgaben 1 bis 10

Aufgabe	Anteile* richtiger Lösungen [%]	Aufgabe	Anteile* richtiger Lösungen [%]
Bitte lösen Sie die folgenden Rechenaufgaben:			
1. $17 + 29 + 4 =$	96,0 (95,9) (96,5)	3. $3 * 12 * 4 =$	89,3 (89,4) (89,0)
$20 - (9 + 7) =$	97,4 (96,9) (98,2)	$15 * (16 : 8) =$	96,6 (96,1) (97,8)
2. $13 + 6x + 7 =$	83,7 (81,9) (87,2)	4. $7 * 6x : 3 =$	62,6 (59,9) (67,4)
$18x - (13 + 6x) =$	56,7 (52,2) (64,8)	$12x * 4 : 8x =$	45,0 (41,1) (52,9)
5. $12 * (4 + 5) =$	95,7 (95,4) (96,0)	7. $6^2 =$	99,1 (98,8) (99,6)
$(6 * 7) - 19 =$	89,0 (89,6) (87,7)	$(4 - 9)^2 =$	85,6 (84,5) (87,7)
6. $a + 3 + a + a + 2 =$	90,9 (88,2) (95,6)	8. $(x - 3)^2 =$	56,7 (56,8) (56,8)
$a * b * a * a * 4 =$	79,7 (78,7) (81,1)	$(x - 0,5)^2 =$	33,0 (30,4) (37,9)
Schreiben Sie als Dezimalzahlen:		Schreiben Sie als Prozentzahlen:	
9. $3 / 5 =$	82,0 (78,5) (88,6)	10. $0,74 =$	82,6 (82,1) (85,0)
$1 / 9 =$	56,4 (53,1) (63,0)	$0,13 =$	82,8 (82,1) (85,5)

* Die erste Zahl gibt den Anteil der korrekten Antworten, die mit 1 Punkt bewertet wurden (N=645). Die erste Zahl in Klammern gibt den Anteil korrekter Antworten bei den Frauen (N=414) und die zweite Zahl in Klammern den Anteil korrekter Antworten bei den Männern (N=227) wieder. Keine Antwort und Antworten, die mit einem halben Punkt bewertet wurden, zählen zu den falschen Antworten. Folgende geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Anteilen korrekter Antworten sind auf 5%-Niveau signifikant: Aufgabe 2.2; Aufgabe 4.2; Aufgabe 6.1; Aufgabe 9 (beide); Aufgabe 11 (alle) und Aufgabe 12 (alle).

Tabelle 9: Anteile korrekter Antworten zu den Aufgaben 11 und 12

Aufgabe	Anteil* richtiger Lösungen [%]
11. Lösen Sie die folgenden Textaufgaben:	
Im Berichtsjahr sind 35.000 Menschen arbeitslos. Im Vorjahr waren es nur 20.000. Um wie viel Prozent hat sich die Zahl der Arbeitslosen erhöht?	66,7 (57,7) (84,1)
Angesichts der starken Erhöhung werden Maßnahmen beschlossen, die die Zahl der Arbeitslosen (35.000) um 20% senken sollen. Wie viele Personen wären dann noch arbeitslos?	74,0 (68,4) (84,6)
Die Zahl der Arbeitslosen hat sich um 15% erhöht: jetzt beträgt sie 23.000. Wie hoch war sie vorher?	35,2 (28,0) (48,9)
Angesichts der schlechten Auftragslage wird in einem Betrieb vereinbart, sämtliche Löhne und Gehälter im Folgejahr um 5% zu senken, sie im Ausgleich dafür aber im übernächsten Jahr wieder um 5% anzuheben. Wie viel Prozent ihres ursprünglichen Lohnes oder Gehaltes erhalten die Mitarbeiter dann?	26,7 (22,0) (35,7) Inkl. 0,5-Punkte: 39,4 (33,3) (48,1)
12. Betrachten Sie die folgende Menge von $n = 6$ Zahlen x_i : {8;4;2;6;3;7} Berechnen Sie:	
für $i=1$ bis n : $\sum x_i =$	46,2 (43,0) (52,4)
für $i=1$ bis n : $\sum (x_i)^2 =$	26,2 (23,9) (30,8)
für $i=1$ bis n : $\sum (x_i - 6)^2 =$	23,4 (19,6) (30,8)
für $i=1$ bis n : $(\sum x_i)^2 =$	33,2 (27,5) (44,1)

Ann. der Redaktion: Die Lösung der Aufgaben finden Sie im nächsten Heft.